บทที่ 2

แนวคิด ทฤษฎีและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

2.1 ทฤษฎีที่เกี่ยวข้อง

วิธีการศึกษาพฤติกรรมการเคลื่อนไหวอนุกรมเวลาราคารายเดือนของสินค้าที่ศึกษา ใช้วิธีพรรณาอธิบายและใช้วิธีวิเคราะห์เชิงปริมาณ โดยกำหนดแบบจำลองแบบ ARIMA โดยวิธีของ Box-Jenkins พร้อมทั้งมีการอธิบายปัจจัยที่กำหนดการเคลื่อนไหวของราคาสินค้ารายเดือน

การพยากรณ์อนุกรมเวลาสำหรับแบบจำลอง ARIMA (p,d,q) นั้นจะอิงใช้ทฤษฎีของ Box-Jenkins (1976) เป็นเครื่องมือในการศึกษาครั้งนี้ โดยในเบื้องต้นต้องพิจารณาว่าอนุกรมเวลานั้นมีคุณสมบัติของอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary) หรือไม่ (Pindyck, R. and Rubinfeld, D., 1998) โดยการพิจารณาว่าจะเป็นอนุกรมเวลาที่มีลักษณะที่นิ่ง (Stationary) หรือไม่ สามารถพิจารณาได้จากค่าเฉลี่ย ความแปรปรวนและค่าความแปรปรวนร่วมของข้อมูลอนุกรมเวลาดังต่อไปนี้

1) ค่าเฉลี่ย (Mean)

$$E(Y_t) = \text{constant} = \mu_y \qquad (2.1)$$

กล่าวคือ หากข้อมูลอนุกรมมีลักษณะที่นิ่ง (Stationary) แล้ว ณ ทุกๆค่าที่เวลา t ใด ๆ จะมีค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ คงที่ หรือเท่ากับ μ_y

2) ความแปรปรวน (Variance)

$$E[(Y_t - \mu_y)^2] = \sigma_y^2 \qquad (2.2)$$

กล่าวว่า หากข้อมูลอนุกรมมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แล้ว จะมีค่าความแปรปรวน (Variance) คงที่ สำหรับทุกๆค่าที่เวลา t ใดๆ

3) ความแปรปรวนร่วม (Covariance)

$$Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = \sigma_k - \mu \tag{2.3}$$

กล่าวว่า หากข้อมูลอนุกรมมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แล้วอีกเงื่อนไขหนึ่งที่มีความสำคัญคือ ค่าความแปรปรวนร่วม (Covariance) จะต้องมีค่าคงที่ ณ เวลา t ใด ๆ

ดังนั้นสามารถสรุปได้ว่า หากข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะที่นิ่ง(Stationary) จะมีค่าเฉลี่ย ค่าความแปรปรวน และค่าความแปรปรวนร่วม (จากสมการที่ 2.1, 2.2 และ 2.3) มีค่าที่คงที่ ณ ทุกๆเวลาที่เปลี่ยนแปลงไป ซึ่งสามารถทดสอบข้อมูลว่ามีลักษณะที่นิ่งหรือไม่ จากการทดสอบ Unit Root

2.1.1 แนวคิดการพยากรณ์ข้อมูลอนุกรมเวลา และวิธีการพยากรณ์โดยวิธี Box-Jenkins

วิธีการของ Box-Jenkins เป็นการหารูปแบบที่เหมาะสมให้กับอนุกรมเวลา โดยการใช้ค่า Autocorrelation Function(ACF) และค่า Partial Autocorrelation Function (PACF) เป็นหลักในการพิจารณา รูปแบบที่เลือกใช้จะอยู่ในกลุ่มของรูปแบบ Integrated Autoregressive-Moving Average order p and q หรือ ARIMA(p,d,q) ซึ่งเป็นรูปแบบที่กำหนดว่าค่าพยากรณ์ในอนาคตเป็นค่าที่ได้จากการสังเกตหรือการพยากรณ์ล่วงหน้า และความคลาดเคลื่อนของการพยากรณ์ก่อนหน้า โดยเป็นการรวมส่วนของรูปแบบ AR (p) และ MA(q) เข้าด้วยกัน โดยที่รูปแบบ AR (p) หมายถึงรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต Y_t จะขึ้นอยู่กับค่าY_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3},…,Y_{t-p} หรือค่าสังเกตที่เกิดขึ้นก่อนหน้า p ค่า ส่วนรูปแบบ MA(q) หมายถึงรูปแบบที่แสดงว่าค่าสังเกต Y_t จะขึ้นอยู่กับค่าความคลาดเคลื่อนe_{t-1}, e_{t-2}, e_{t-3},…,e_{t-p} หรือค่าความคลาดเคลื่อนที่เกิดขึ้นก่อนหน้า q ค่า ซึ่งรูปแบบ ARMA (p,q) มีการกำหนดรูปแบบดังนี้

AR (p) คือ $Y_t = \theta_0 + \phi_t Y_{t-1} + \ldots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$

MA (q) คือ $Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t - \theta_t \varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$

ARMA (p,q) คือ $Y_t = \theta_0 + \phi_t Y_{t-1} + \ldots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_t \varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$

อนุกรมเวลาที่จะนำมาศึกษาเพื่อใช้ในการพยากรณ์นั้น การเคลื่อนไหวของอนุกรมเวลาขึ้นอยู่กับส่วนประกอบต่างๆ ได้แก่ แนวโน้ม(Trend) ตัวแปรฤดูกาล (Seasonal factor) ตัวแปรวัฏจักร (Cyclical factor) และเหตุการณ์ที่ผิดปกติ (Irregular Movement) โดยวิธี Box-Jenkins จะสามารถแบ่งอนุกรมเวลาออกเป็น 2 ประเภท ดังนี้

1) อนุกรมเวลาที่เป็น Stationary Series คืออนุกรมเวลา (Y_t) ที่มีค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนของ Y_tคงที่ กล่าวคือ ค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ และค่าความแปรปรวน $V(Y_t)$ มีค่าคงที่ สำหรับอนุกรมแต่ละอนุกรมเวลา ซึ่งอนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มและ/หรืออิทธิพลของฤดูกาลจะมีค่าเฉลี่ย $E(Y_t)$ ไม่คงที่ และอนุกรมเวลาที่มีความแปรปรวนของ Y_t สูงจะเป็นลักษณะของอนุกรมเวลาที่ $V(Y_t)$ มีค่าไม่คงที่ ซึ่งจะเรียกอนุกรมเวลาดังกล่าวนี้ว่า อนุกรมเวลาที่ไม่เป็น Stationary Series นอกจากอนุกรมเวลาที่เป็น Stationary Series จะเป็นอนุกรมที่มีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนคงที่แล้วยังจะต้องมีค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (Autocorrelation) ที่ lag k ขึ้นอยู่กับค่า k อย่างเดียว อนุกรมเวลาที่สามารถกำหนดรูปแบบ ARMA (p,q) ได้จะต้องเป็น Stationary Series แล้ว

2) อนุกรมเวลาที่ไม่เป็น Stationary Series เป็นอนุกรมที่ไม่มีคุณสมบัติเป็น Stationary Series การจะหารูปแบบ ARMA (p,q) ให้กับอนุกรมเวลาดังกล่าวได้จะต้องแปลงอนุกรมเวลาดังกล่าวให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่มีคุณสมบัติ Stationary Series เสียก่อน การแปลงอนุกรมเวลาที่ไม่เป็น Stationary Series เป็นอนุกรมเวลาที่เป็น Stationary Series อาจทำได้ด้วยวิธีการต่างๆ ดังนี้

2.1) การหาผลต่างปกติของอนุกรมเวลา เพื่อกำจัดแนวโน้ม คืออนุกรมเวลา (Y_t) ที่มีแนวโน้มอยู่ในอนุกรมเวลา จะต้องแปลงให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีแนวโน้ม (Z_t) โดย $Z_t=\Delta^d Y_t$ โดย d เป็นลำดับของการหาผลต่างปกติและ Δ คือผลต่างของตัวแปร เช่น เมื่อ d=1 จะได้ $Z_t= \Delta Y_t=Y_t-Y_{t-1}$ เมื่อ d=2 จะได้ $Z_t=\Delta^2 Y_t=\Delta(Y_t-Y_{t-1})= \Delta Y_t-\Delta Y_{t-1} = Y_t-2Y_{t-1}+Y_{t-2}$ เป็นต้น จำนวนครั้งที่หาผลต่างจะขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้วอนุกรมเวลาใหม่เป็น Stationary Series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น Stationary Series ต้องหาผลต่างต่อไป โดยทั่วไปถ้าอนุกรมเวลามีแนวโน้มเป็นเส้นตรงจะใช้ d=1 อนุกรมเวลาที่มีแนวโน้มเป็นแบบควอดราติก จะใช้ d=2

2.2) การหาผลต่างฤดูกาลของอนุกรมเวลาถ้าอนุกรมเวลามีตัวแปรฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง จะต้องแปลงอนุกรมเวลาเดิม (Y_t) ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ที่ไม่มีฤดูกาล (Z_t) โดย $Z_t = \Delta_L^D Y_t$ โดย D เป็นลำดับของกาหาผลต่างฤดูกาลและL เป็นฤดูกาลต่อปี เช่นสำหรับอนุกรมเวลารายเดือน (L=12) เมื่อ D=1 จะได้ $Z_t = \Delta_{12} Y_t$ หรือ $Z_t = Y_t-Y_{t-12}$ และเมื่อ D=2 จะได้ $Z_t = \Delta_{12}^2 Y_t$ หรือ $Z_t = \Delta^2(Y_t-Y_{t-12})= Y_t-2Y_{t-12}+Y_{t-24}$ เป็นต้น ผลต่างนี้จะทำกี่ครั้งขึ้นอยู่กับว่าเมื่อหาผลต่างแล้ว อนุกรมเวลาใหม่เป็น Stationary Series หรือไม่ ถ้ายังไม่เป็น Stationary Series ต้องหาผลต่างต่อไป

2.3) การหาผลต่างปกติและผลต่างฤดูกาลกรณีที่อนุกรมเวลาทั้งแนวโน้มและตัวแปรฤดูกาล การปรับให้อนุกรมเวลาเป็น Stationary Series นั้นจะทำได้โดยการหาผลต่างปกติและ

ผลต่างฤดูกาลควบคู่กันไป ซึ่งค่า d เป็นลำดับของการหาผลต่างปกติและค่า D เป็นลำดับของการหาผลต่างฤดูกาล ค่า d และ D จะมีจำนวนครั้งเท่าใดนั้นขึ้นอยู่กับการหาผลต่างปกติและผลต่างฤดูกาลจนกว่าอนุกรมเวลาใหม่จะเป็น Stationary Series เช่น อนุกรมเวลารายเดือนที่มีทั้งแนวโน้มและฤดูกาล เมื่อ d=1 และ D=1 จะแปลงอนุกรมเวลาเดิม (Y_t) ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ (Z_t)โดย$Z_t = \Delta\Delta_{12}Y_t=\Delta Y_t-Y_{t-12}= Y_t-Y_{t-1}-Y_{t-12}+Y_{t-13}$ เป็นต้น

2.4) การหาลอการิทึมของค่าสังเกตในอนุกรมเวลา นั่นคือแปลงอนุกรมเวลาเดิม (Y_t) ให้เป็นอนุกรมเวลาใหม่ (Z_t) โดย $Z_t= \ln(Y_t)$ การแปลงอนุกรมเวลาลักษณะนี้จะทำเมื่อความแปรปรวน $V(Y_t)$ ของอนุกรมเวลาไม่คงที่

2.1.2 การทดสอบความนิ่งของข้อมูล (Unit Root Test)

แนวคิดการทดสอบ Unit Root Test (Gujarati, Damodar N., 2003) ได้อธิบายว่าสามารถทดสอบได้โดยการทดสอบ DF (Dickey- Fuller test) (Dickey, D. and Fuller, W., 1981) และการทดสอบ ADF (Augmented Dickey -Fuller test) (Said, S. and Dickey, D., 1984) ซึ่งกำหนดในสมการ (2.4)

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.4)$$

สมมุติฐานว่าง(null hypothesis) ของการทดสอบ คือ $H_0 : \rho = 1$

โดยถ้าปฏิเสธ H_0 หรือ $|\rho| < 1$ ข้อมูล X_t จะมีลักษณะนิ่ง (Stationary) แต่ถ้ายอมรับ H_0 หรือ $\rho = 1$ ข้อมูล X_t จะมีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) และจากสมการข้างต้น (2.4) สามารถเปลี่ยนรูปแบบสมการได้เป็น

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1}+\varepsilon_t \qquad (2.5)$$

นั่นก็คือ $X_t = (1+\theta) X_{t-1} + \varepsilon_t$ ซึ่งเทียบสมการที่ (2.4) โดยจะสามารถพิจารณาความนิ่งของข้อมูลอนุกรมเวลาได้ เมื่อ $\rho=(1+\theta)$ ซึ่ง ถ้าθ ในสมการ(2.5)มีค่าเป็นลบ จะได้ว่า ρ มีค่าน้อยกว่า 1 ดังนั้นสามารถสรุปได้ว่าการปฏิเสธสมมติฐานว่าง $H_0 : \theta = 0$ ถือว่าเป็นการยอมรับสมมติฐาน $H_a : \theta < 0$ แสดงว่า $\rho < 1$ และX_t มีลักษณะ Integration of order zero (Charmza, W. and Deadman, D., 1979) นั่นคือ X_t มีลักษณะนิ่ง ในทางตรงกันข้ามถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ หมายความว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary)

ถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่ม ซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (random walk with drift) สามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.6}$$

และถ้า X_t เป็นแนวเดินเชิงสุ่ม ซึ่งมีความโน้มเอียงทั่วไปรวมอยู่ด้วย (Random walk with drift) และมีแนวโน้มตามเวลาเชิงเส้น (Linear Time Trend) สามารถเขียนแบบจำลองได้ดังนี้

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.7}$$

โดยที่ t = แนวโน้มของเวลา ซึ่งจะทำการทดสอบ H_0: $\theta = 0$ โดยมี H_a: $\theta < 0$ ถ้าปฏิเสธ $H_0 : \theta = 0$ หรือยอมรับ $H_1 : \theta < 0$ หมายความว่า $\rho < 1$ และ X_t มี Integration of Order Zero (Charmza, W. and Deadman, D., 1979) แสดงว่า X_t มีลักษณะนิ่ง (Stationary) และถ้ายอมรับ $H_0 : \theta = 0$ แสดงว่า X_t มีลักษณะไม่นิ่ง (Nonstationary) โดยสรุปแล้ว Dickey and Fuller (1979) ได้พิจารณาสมการถดถอย 3 รูปแบบที่แตกต่างกันในการทดสอบว่ามี Unit Root หรือไม่ ซึ่ง 3 สมการดังกล่าวได้แก่ สมการที่ (2.5) (2.6) และ (2.7) ถ้านำทั้งสามสมการมาเข้าสู่กระบวนการถดถอยในตัวเอง (Autoregressive Processes) จะได้สมการ ดังต่อไปนี้

$$\Delta X_t = \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.8}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.9}$$

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2.10}$$

ซึ่งสมการที่ (3.8) (3.9)และ (3.10) เป็นการเพิ่มค่า Lagged Change $\left[\sum_{j=1}^{\rho} \lambda_j \Delta X_{t-j}\right]$ เข้าไปในสมการ เนื่องจากการทดสอบอนุกรมเวลาที่มีปัญหา Serial Correlation ในค่า Error term (ε_t) เป็นการทดสอบที่ DF–Test ไม่สามารถทำได้ ดังนั้นจึงต้องนำการทดสอบ Augmented Dickey-Fuller test (ADF-test) ซึ่งพัฒนามาจากวิธี Dickey-Fuller test (DF) มาใช้เพื่อแก้ปัญหา Serial Correlation ในค่า Error term (ε_t) ในการตรวจสอบว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่งหรือไม่โดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ T - test หรือ F - test ที่คำนวณได้กับค่าวิกฤต

MacKinnon (MacKinnon Critical Values) (Enders, W., 1995 ; Gujarati, Damodar N., 2003)

การใส่ค่า Lagged Term (ρ) ว่ามีจำนวนเท่าใดจึงจะเหมาะสมสำหรับแต่ละข้อมูล อนุกรมนั้นมีหลักในการเลือก lag length นั้นที่เสนอโดย Enders (1995) ว่า ควรจะเริ่ม lag length ที่มีค่าที่มากพอ แล้วพิจารณาความมีนัยสำคัญทางสถิติ ที่ระดับนัยสำคัญต่าง ๆ (σ = 0.01,.005 และ 0.1) เมื่อพบว่าที่ lag length ที่เลือกมีค่า t-statistic ที่ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ณ ระดับนัยสำคัญ ร้อยละ 10 แล้วจึงทำการลด lag length ลงทีละ 1 ช่วง จนกระทั่งสามารถปฏิเสธสมมุติฐานว่าง

เมื่อทำการพิจารณาการตรวจสอบแล้วว่า ข้อมูลอนุกรมเวลาที่ศึกษาไม่นิ่ง (Stationary) จะต้องแปลงให้นิ่ง (Stationary) เสียก่อน หลังจากนั้นจึงนำเข้าสู่วิธีการ Box – Jenkins ต่อไป

2.1.3 การทดสอบความนิ่งแบบเป็นฤดูกาลของข้อมูล (Seasonal Unit Root Test)

แบบจำลองที่ใช้ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้การทดสอบความนิ่งของอนุกรมเวลาแบบฤดูกาล (Seasonal Unit Root Test) มาใช้ในการทดสอบความนิ่งของข้อมูล เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลาบางชุดมีความไม่นิ่งของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง ซึ่งถ้านำข้อมูลที่มีความไม่นิ่งของฤดูกาลมาทำการประมาณค่าแล้วอาจทำให้ผลลัพธ์มีความคลาดเคลื่อนเกิดขึ้นได้ดังนั้นจึงต้องทำการทดสอบแบบฤดูกาลก่อนโดยการทดสอบความนิ่งแบบเป็นฤดูกาล มีรูปแบบสมการดังนี้

$$\begin{aligned} y_{8,t} &= \pi_1 y_{2,t} + \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-2} + \pi_4 y_{3,t-1} + \pi_5 y_{4,t-2} \\ &+ \pi_6 y_{4,t-1} + \pi_7 y_{5,t-2} + \pi_8 y_{5,t-1} + \pi_9 y_{6,t-2} + \pi_{10} y_{6,t-1} \\ &+ \pi_{11} y_{7,t-2} + \pi_{12} y_{7,t-1} + \mu_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

โดยที่ $\pi_1,..,\pi_{12}$ = ค่าสัมประสิทธิ์

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= (1+L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{2,t} &= -(1-L)(1+L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{3,t} &= -(1-L^2)(1+L^4+L^8)y_t \\ y_{4,t} &= -(1-L^4)(1-\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t \\ y_{5,t} &= -(1-L^4)(1+\sqrt{3}L+L^2)(1+L^2+L^4)y_t \end{aligned}$$

$$y_{6,t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1-L+L^2)y_t$$
$$y_{7,t} = -(1-L^4)(1-L^2+L^4)(1+L+L^2)y_t$$
$$y_{8,t} = (1-L^{12})y_t$$

การทดสอบความนิ่งแบบฤดูกาลนั้น จะมีสมมติฐานว่าง(null hypothesis) ของการทดสอบดังนี้ การทดสอบความนิ่งแบบมาตรฐาน $H_0 : \pi_1 = 0$ เมื่อทำการทดสอบค่า t-test แล้ว $\pi_1 = 0$ (ยอมรับสมมติฐานว่าง) แสดงว่า $y_{8,t}$ มีลักษณะไม่นิ่งแบบมาตรฐาน การทดสอบความนิ่งแบบเป็นรายครึ่งปี กำหนดให้สมมติฐานว่างคือ $H_0 : \pi_2 = 0$ เมื่อทำการทดสอบค่า t-test แล้วพบว่า $\pi_2 = 0$ (ยอมรับสมมติฐานว่าง) แสดงว่า $y_{8,t}$ มีลักษณะไม่นิ่งแบบรายครึ่งปี และการทดสอบความนิ่งแบบฤดูกาล จะใช้การทดสอบ F-test ทดสอบตั้งแต่ π_3 จนถึง π_{12} โดยเมื่อทำการทดสอบแล้ว ถ้าค่า F-test ไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ(ยอมรับสมมติฐานว่าง) แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่งแบบรายฤดูกาลนั้นๆ

ตารางที่ 2.1 ค่าสถิติที่ใช้สำหรับทดสอบ ความนิ่งแบบเป็นฤดูกาลของข้อมูล

H_0 : unit root at frequency	Trans-formation	Coefficient		Test statistics	Critical Values
		H_0	H_1		
Quartery:					
0	y_{1t}	$\pi_1 = 0$	$\pi_1 < 0$	$t_{\pi 1}$	Fuller(1976)
2/4	y_{2t}	$\pi_2 = 0$	$\pi_2 < 0$	$t_{\pi 2}$	Fuller(1976)
1/4 (3/4)	y_{3t}	$\pi_3 \cap \pi_4 = 0$	$\pi_3 \cap \pi_4 \neq 0$	$F_{\pi 3 \cap \pi 4}$	HEGY(1990)
Monthly:					
0	y_{1t}	$\pi_1 = 0$	$\pi_1 < 0$	$t_{\pi 1}$	Fuller(1976)
6/12	y_{2t}	$\pi_2 = 0$	$\pi_2 < 0$	$t_{\pi 2}$	Fuller(1976)
3/12,(9/12)	y_{3t}	$\pi_3 \cap \pi_4 = 0$	$\pi_3 \cap \pi_4 \neq 0$	$F_{\pi 3 \cap \pi 4}$	Franses(1990)
5/12,(7/12)	y_{4t}	$\pi_5 \cap \pi_6 = 0$	$\pi_5 \cap \pi_6 \neq 0$	$F_{\pi 5 \cap \pi 6}$	Franses(1990)
1/12,(11/12)	y_{5t}	$\pi_7 \cap \pi_8 = 0$	$\pi_7 \cap \pi_8 \neq 0$	$F_{\pi 7 \cap \pi 8}$	Franses(1990)
2/12,(10/12)	y_{6t}	$\pi_9 \cap \pi_{10} = 0$	$\pi_9 \cap \pi_{10} \neq 0$	$F_{\pi 9 \cap \pi 10}$	Franses(1990)
4/12,(8/12)	y_{7t}	$\pi_{11} \cap \pi_{12} = 0$	$\pi_{11} \cap \pi_{12} \neq 0$	$F_{\pi 11 \cap \pi 12}$	Franses(1990)

ที่มา: Franses (1990)

2.1.4 แบบจำลองการพยากรณ์โดยวิธี Box-Jenkins

การพยากรณ์อนุกรมโดยวิธี Box-Jenkins ในรูปแบบ ARIMA (p,d,q) ต้องพิจารณาว่าอนุกรมเวลาเป็น Stationary Series หรือไม่ (ทรงศิริ แต้สมบัติ, 2536) โดยพิจารณาจาก

1) ค่าเฉลี่ย$E(Y_t)$คงที่ สำหรับทุกค่าของ t หรือไม่จะทำได้โดยการแบ่งอนุกรม เวลาออกเป็นส่วนๆ แล้วหาค่าเฉลี่ยของอนุกรมเวลาแต่ละส่วน ถ้าค่าเฉลี่ยแต่ละส่วนย่อย ไม่แตกต่างกันมากจะสรุปได้ว่า $E(Y_t)$คงที่

2) ค่าแปรปรวน $V(Y_t)$ คงที่ สำหรับทุกค่าของ t หรือไม่จะทำได้โดยการแบ่งอนุกรมเวลาออกเป็นส่วนๆ แล้วหาค่าแปรปรวนของอนุกรมเวลาแต่ละส่วน ถ้าค่าความแปรปรวนแต่ละส่วนย่อย ไม่แตกต่างกันมากนักจะสรุปได้ว่า $V(Y_t)$ คงที่

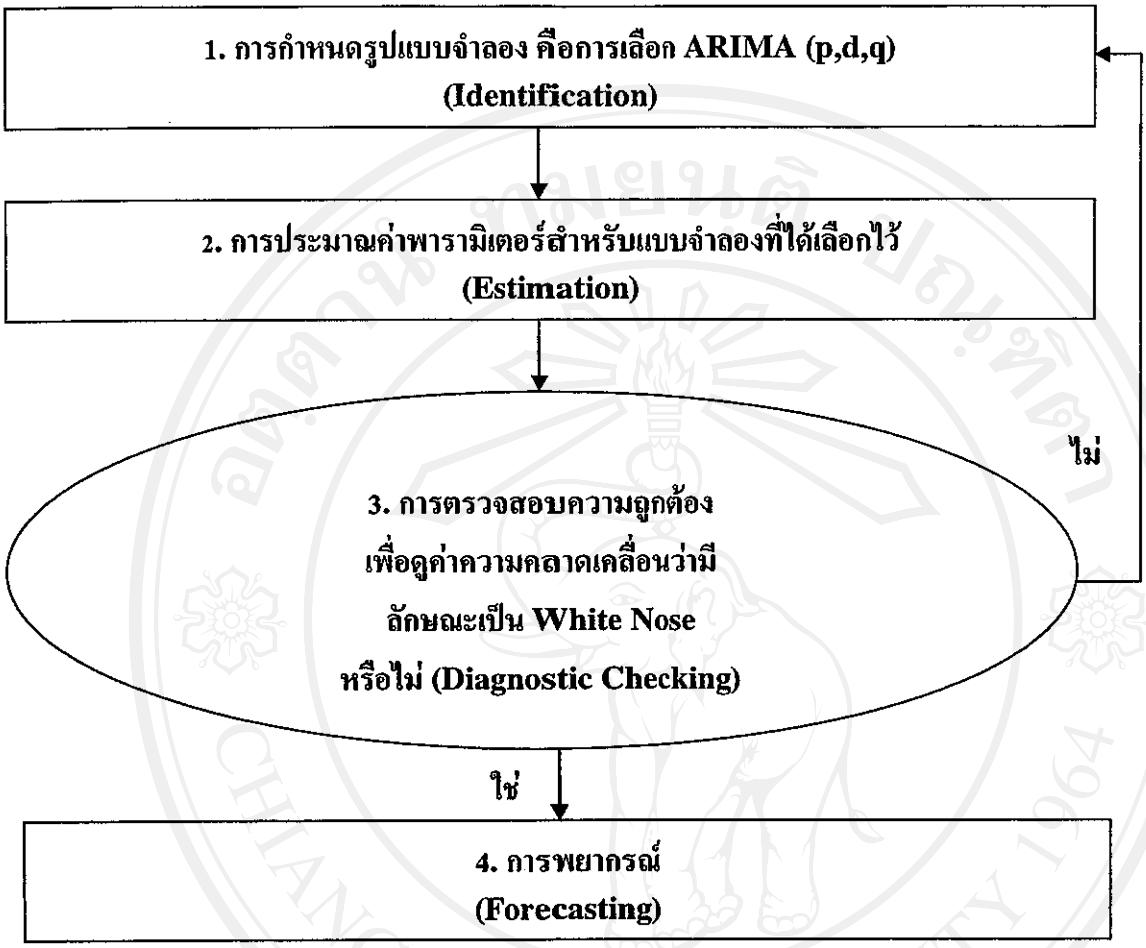
3) พิจารณาแนวโน้มและปัจจัยฤดูกาล ด้วยการวาดกราฟอนุกรมเวลาในกรณีที่มีแนวโน้มและปัจจัยฤดูกาลมักจะเห็นชัดเจนได้จากรูปที่เรียกว่าคอเรลโลแกรม (Correlogram)

4) พิจารณาคอเรลโลแกรม ของสัมประสิทธิ์สหพันธ์ของตัวอย่าง (r_k) กรณีที่อนุกรมเวลาเป็นแบบ Stationary ค่าคอเรลโลแกรมของสัมประสิทธิ์สหพันธ์(r_k)จะมีค่าลดลงค่อนข้างเร็ว เมื่อ k มีค่าเพิ่มขึ้นมาก ดังนั้นถ้าค่าสัมประสิทธิ์สหพันธ์(r_k) มีค่าลดลงค่อนข้างช้า จะเป็นข้อสังเกตว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้ม แต่ถ้าค่าสัมประสิทธิ์สหพันธ์(r_k)มีค่าลดลงค่อนข้างช้าและมีค่อนข้างสูงที่ k=L,2L,3L จะเป็นข้อสังเกตว่าอนุกรมเวลาชุดนี้มีแนวโน้มและอิทธิพลของของฤดูกาล และถ้าการเคลื่อนไหวของค่าคอเรลโลแกรมของสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์(r_k) มีลักษณะคล้ายลูกคลื่น โดยคลื่นจะครบรอบใน 2 ช่วงเวลา แสดงว่าอนุกรมเวลามีอิทธิพลของฤดูกาลเข้ามาเกี่ยวข้อง

เมื่อพิจารณาจากการตรวจสอบแล้วว่า อนุกรมเวลาที่ศึกษาไม่เป็น Stationary ก่อนที่จะทำการกำหนดรูปแบบให้กับอนุกรมเวลาที่ไม่เป็น Stationary จะต้องแปลงอนุกรมเวลาที่เป็น Stationary เสียก่อน โดยการหาผลต่างสำหรับอนุกรมเวลาที่มแนวโน้ม ถ้าอนุกรมเวลาที่มีอิทธิพลฤดูกาลให้หาผลต่างฤดูกาลจนได้อนุกรมเวลาที่เป็น Stationary ถ้าอนุกรมเวลามีทั้งแนวโน้มและอิทธิพลฤดูกาลให้หาผลต่างฤดูกาลจนได้อนุกรมเวลาที่เป็น Stationary แต่ถ้าอนุกรมเวลามีความแปรปรวนไม่คงที่ ให้แปลงอนุกรมเวลาเดิมโดยการหา ลอการิทึม Z_t=In (Y_t) จนกว่าจะได้อนุกรมเวลาใหม่ ที่มีความแปรปรวนคงที่ จากอนุกรมเวลาใหม่เป็น Stationary Series แล้วจะทำตามขั้นตอนของ Box-Jenkins ดังนี้

ขั้นตอนการพยากรณ์โดยวิธีของ Box-Jenkins มี 4 ขั้นตอน ดังนี้ ขั้นตอนที่หนึ่ง คือการกำหนดรูปแบบจำลอง (Identification) ขั้นตอนที่สอง คือการประมาณค่า (Estimation) ขั้นตอนที่สาม คือการวิเคราะห์ความถูกต้อง (Diagnostic Checking) และขั้นต้อนสุดท้าย คือการพยากรณ์ (Forecasting) ตามลำดับ ดังจะพิจารณาจากรูปที่ 2.4

รูปที่ 2.1 แสดงขั้นตอนของ Box and Jenkins



ที่มา: Gujarati (2003)

1) การกำหนดแบบจำลอง (Identification) เป็นการกำหนดแบบจำลองให้กับอนุกรมเวลาที่มีลักษณะนิ่ง (Stationary Series) เป็นการหารูปแบบ ARMA (p,q) ที่คาดว่าเหมาะสมให้กับอนุกรมเวลาโดยพิจารณาที่สหสัมพันธ์ (Autocorrelation: ρ_k) โดยที่ ρ_k มีค่าอยู่ในช่วง [-1,1] คือการวัดความสัมพันธ์ของข้อมูลของแต่ละช่วงเวลา โดยมีช่วงเวลาย้อนหลังไป k หน่วยเวลา สำหรับวิธีการหาค่า ρ_k สามารถหาได้จากความแปรปรวนร่วม (Covariance) ของค่ากลุ่มตัวอย่าง(Sample Covariance)ที่มีช่วงเวลาย้อนหลังไป k หน่วยเวลา (Lag k) เทียบกับค่าแปรปรวน (Variance) ของกลุ่มตัวอย่าง (Sample Variance) ซึ่งจะพิจารณาได้จากสมการดังต่อไปนี้

$$\rho_k = \frac{Covariance \quad at \quad lag \quad k}{Variance} \tag{2.11}$$

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum\left(Y_t - \hat{Y}\right)\left(Y_{t+k} - \hat{Y}\right)}{\sum\left(Y_t - \overline{Y}\right)^2} \tag{2.12}$$

อย่างไรก็ตามเนื่องจากอนุกรมเวลาจะเผชิญกับปัญหาสหสัมพันธ์ทั้งที่เกิดจากตัวแปรอิสระที่เป็นค่าความล่าช้า (Lag) ของตัวแปรตาม (Autoregressive) และที่เป็นสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อน (Moving Average) โดยทั้งนี้เนื่องจาก Autocorrelation Function (ACF) จะใช้ในการอธิบายสหสัมพันธ์ของค่าความคลาดเคลื่อน แต่ไม่สามารถใช้อธิบายสหสัมพันธ์ของตัวแปรอิสระที่เป็นค่าความล่าช้าของตัวแปรตาม ซึ่ง Patial Autocorrelation Function (PACF) จะใช้วัดความสัมพันธ์ดังกล่าว ดังจะสามารถพิจารณาได้จากสมการ Yule-walker (Pindyck, R. and Rubinfeld, D., 1998) ดังนี้

$$\rho_p = \phi_1\rho_{p-1} + \phi_2\rho_{p-2} + ... + \phi_p \tag{2.13}$$

ถ้า k มากกว่า p จะได้

$$\rho_k = \phi_1\rho_{k-1} + \phi_2\rho_{k-2} + ... + \phi_p\rho_{k-p} \tag{2.14}$$

จากข้างต้นเมื่อทราบถึงคอลเรลโลแกรม (Correlogram) ของ ACF และ PACF จากนั้นนำมาหารูปแบบที่มีความเป็นไปได้โดยสามารถพิจารณาความเป็นไปได้ของแบบจำลองจากตาราง 2.4 ดังต่อไปนี้

ตารางที่ 2.4 ตารางแสดงการพิจารณา ACF และ PACF

ชนิดของแบบจำลอง	รูปแบบของ ACF	รูปแบบของ PACF
AR(p)	ลู่โค้งเข้าหาแกน	เกิดค่าที่ชัดเจนเพียง p ค่าแล้วหายไป
MA(q)	เกิดค่าที่ชัดเจนเพียง q ค่าแล้วหายไป	ลู่โค้งเข้าหาแกน
ARMA(p,q)	ลู่โค้งเข้าหาแกน	ลู่โค้งเข้าหาแกน

ที่มา: Gujarati (2003)

จากตารางข้างต้น จะสามารถกำหนดรูปแบบของแบบจำลองได้ดังต่อไปนี้ หากคอเรลโลแกรมของ ACF มีลักษณะโค้งลู่เข้าหาแกนในระนาบ ขณะที่คอเรลโลแกรม PACF เกิด

ค่าขึ้นมาไม่กี่ค่าแล้วก็หายไป จำนวนแท่งของค่าที่เกิดขึ้นมา ให้นับเป็น ค่าที่ p ของ AR(p) เช่น AR(1) จะเกิดขึ้นเมื่อคอเรลโลแกรม ของ ACF ที่โค้งลู่เข้าแกนระนาบ และ PACF จะมีแท่งคอเรลโลแกรมเกิดขึ้น 1 แท่ง หากคอเรลโลแกรม ของ ACF ที่เกิดขึ้นมาไม่กี่ค่าแล้วหายไป ใน ในขณะที่ PACF จะลู่โค้งเข้าหาแกนระนาบนั้น เป็นแบบจำลอง MA(q) เช่น คอเรลโลแกรมของ ACF เกิดแท่งคอเรลโลแกรมขึ้นเพียง 2 แท่ง และหลังจากนั้นก็หายไป ในขณะที่ PACF โค้งลู่เข้ามาแกนระนาบ แสดงว่าแบบจำลองจะมีลักษณะเป็น MA(2) และหาก ACF และ PACF โค้งเข้าหาแกนระนาบทั้งคู่ แบบจำลองที่ควรจะเป็นคือ ARMA(p,q) แต่อย่างไรก็ตามหลักการดังกล่าวก็เป็นเพียงเครื่องช่วยการพิจารณาในระดับหนึ่งเท่า นั้น เนื่องจากวิธีการดังกล่าวมีลักษณะที่เป็นศิลป์ (Art) มากกว่าศาสตร์ (Science) ดังนั้นเพื่อประเมินแบบจำลองว่าแบบจำลองใดมีความเหมาะสมที่จะใช้เป็นตัวแทนกลุ่มข้อมูลจริง สามารถพิจารณาได้จากค่าสถิติเพื่อประกอบการตัดสินใจ เช่น Root Mean Squared Error (RMSE) ค่า Theil's inequality coefficicnt ค่า Adjusted R^2 และค่า Akaike Information Criterion (AIC)

- ค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Root Mean Square Error: RMSE) โดยจะเป็นการวัดค่าความคลาดเคลื่อนระหว่างค่าจริง และค่าที่ประมาณจากแบบจำลองมีความแตกต่างกันมากน้อยเพียงใด ซึ่งหากค่า RMSE มีค่าเท่ากับศูนย์ จะหมายถึงแบบจำลองที่ประมาณได้มีค่าเท่ากับค่าจริงพอดี ดังนั้นหากว่าค่า RMSE มีค่าน้อยเพียงไร แสดงว่าแบบจำลองนั้นสามารถเป็นตัวแทนค่าจริงได้ดีมากเพียงนั้น (Pindyck, R. and Rubinfeld, D., 1998) ซึ่งค่าสมการค่ารากที่สองของค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (RMSE) แสดงได้ดังนี้

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s - Y_t^a\right)} \tag{2.15}$$

กำหนดให้ Y_t^s คือที่ประมาณจากแบบจำลอง

Y_t^a คือค่าข้อมูลจริง

T คือจำนวนของคาบเวลาที่ใช้ในการประมาณแบบจำลอง

- ค่า Theil's inequality coefficient (U) โดยในหลักการเบื้องต้นพบว่าสมการที่ใช้นี้ยังคงมีหลักการที่คล้ายกันกับ RMSE คือ ค่าสถิตินี้จะมีค่าอยู่ระหว่าง 0 และ 1 ทั้งนี้หากค่า U มีค่าเท่ากับศูนย์ หมายความว่าค่าที่ได้จากการประมาณมีค่าเท่ากับค่าที่เป็นข้อมูลจริง แสดงถึงแบบจำลองที่ประมาณได้เป็นแบบจำลองที่เป็นตัวแทนข้อมูลจริงได้อย่างดีที่สุด ในขณะที่

ถ้า U มีค่าเท่ากันกับหนึ่ง แปลว่าแบบจำลองที่ประมาณได้เป็นแบบจำลองที่แย่ที่สุด (Pindyck, R. and Rubinfeld, D., 1998) ดังนั้นวิธีการพิจารณาค่าสถิตินี้ให้เลือกจากแบบจำลองที่มีค่า U ที่น้อยๆ ดังจะพิจารณาได้จากสมการที่ (3.16)

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s - Y_t^a\right)}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(Y_t^a)^2}} \tag{2.16}$$

กำหนดให้ Y_t^s คือที่ประมาณจากแบบจำลอง

Y_t^a คือค่าข้อมูลจริง

T คือจำนวนของคาบเวลาที่ใช้ในการประมาณแบบจำลอง

- ค่า Adjusted R^2 คือ การพิจารณาว่าตัวแปรอิสระสามารถที่จะอธิบายถึงการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรตามได้มากน้อยเพียงใด ถ้าหากค่า Adjusted R^2 มีค่าเท่ากับ 1 แสดงว่าตัวแปรอิสระสามารถอธิบายตัวแปรตามได้ทั้งหมด แต่ถ้าหากค่า Adjusted R^2 มีค่าเท่ากับ 0 หมายความว่า ตัวแปร อิสระไม่สามารถอธิบายตัวแปรตามได้เลย ซึ่งค่า Adjusted R^2 นี้เป็นค่าสถิติที่เกิดจากการประยุกต์มาจากค่า R^2 ซึ่งถ้ามีการเพิ่มตัวแปรอิสระเข้าไปในสมการมากขึ้นก็จะทำให้ค่า R Square สูงขึ้น ดังนั้น จึงมีการเพิ่มระดับความเป็นอิสระในสมการ ซึ่งเรียกว่า Adjusted R^2 (Gujarati, Damodar N., 2003)โดยสามารถพิจารณาความสัมพันธ์ของ R^2และ Adjusted R^2 ได้ดังสมการ

$$R^2 = 1 - \frac{\sum \hat{u}_i}{\sum y_i^2} \tag{2.17}$$

$$\overline{R^2} = 1 - \frac{\sum \hat{u}_i^2 / (n-k)}{\sum y_i^2 / (n-1)} \tag{2.18}$$

- Akaike Information Criterion (AIC) เป็นค่าสถิติที่ประยุกต์คล้ายกับ ค่า Adjusted R^2 ($\overline{R}^2$) แต่ใช้ในรูปแบบการใส่ค่าลอกาลิทึมธรรมชาติ (natural Logarithm) โดยหากค่าสถิตินี้มีค่าน้อยเพียงใด นั่นก็แปลว่าแบบจำลองที่ประมาณได้นั้นสามารถเป็นตัวแทนข้อมูล

จริงได้ดีเพียงนั้น ทั้งนี้ค่าสถิตินี้เหมาะสำหรับการนำไปใช้หาค่าย้อนหลัง (Lag Length) ที่เหมาะสมอีกด้วย ซึ่งแสดงในสมการที่ (3.19)

$$\ln \mathrm{AIC} = \left(\frac{2\mathrm{k}}{\mathrm{n}}\right) + \ln\left(\frac{\sum \hat{\mu}_i^2}{\mathrm{n}}\right) \tag{3.19}$$

โดยกำหนดให้ $\sum \hat{\mu}_i^2$ = ผลรวมของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง

N = ค่าสังเกตทั้งหมด

จากค่าสถิติที่กล่าวมาข้างต้นทั้งหมดจะนำมาใช้ประกอบในการพิจารณาเลือกแบบจำลอง ARIMA (p,d,q) ที่เหมาะสมที่สุด โดยจะคัดเลือกแบบจำลองในขั้นตอนนี้ไว้ 3-4 แบบจำลองเพื่อทำการเลือกอีกครั้ง ในขั้นตอนการพยากรณ์ เพื่อที่จะนำมาเปรียบเทียบว่า แบบจำลองใดจะมีความสามารถในการพยากรณ์มากที่สุด

2) การประมาณค่าพารามิเตอร์ (Estimation) คือการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ที่มาจากรูปแบบการถดถอยในตัวเอง (AR) และรูปแบบการเคลื่อนที่ของค่าคลาดเคลื่อน (MA) โดยสามารถเลือกใช้วิธีการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย (Simple Least Square) แต่สามารถที่จะใช้วิธีการถดถอยแบบไม่เป็นเชิงเส้น (Nonlinear) เพื่อสร้างความสัมพันธ์ของสมการที่จะสามารถนำไปใช้ในการพยากรณ์ได้ หากรูปแบบความสัมพันธ์นั้นเป็นรูปแบบที่มีความเหมาะสมที่สุด

3) การวิเคราะห์ความถูกต้อง (Diagnostic Checking) เมื่อกำหนดรูปแบบและประมาณค่าพารามิเตอร์ในแบบจำลอง จะต้องตรวจสอบทุกครั้งว่ารูปแบบที่กำหนดนั้นมีความเหมาะสมจริงหรือไม่ การตรวจสอบจะทำได้หลายวิธี ตัวอย่างเช่น การพิจารณาคอเรลโลแกรมของสหสัมพันธ์ในตัวเอง (Autocorrelation) ของกลุ่มตัวอย่าง (ρ_k) แต่อย่างไรก็ตาม (Gujarati, Damodar N., 2003) ได้เสนอ การทดสอบวิเคราะห์ความเหมาะสมของแบบจำลอง โดยใช้การทดสอบของ Box และ Pierce ซึ่งจะแสดงได้โดยใช้ Q-Statistic ดังสมการที่ (2.20)

$$Q = n\sum_{k=1}^{m} \hat{\rho}_k^{\,2} \tag{2.20}$$

กำหนดให้ n คือจำนวนของข้อมูล

m คือค่า Lag Length

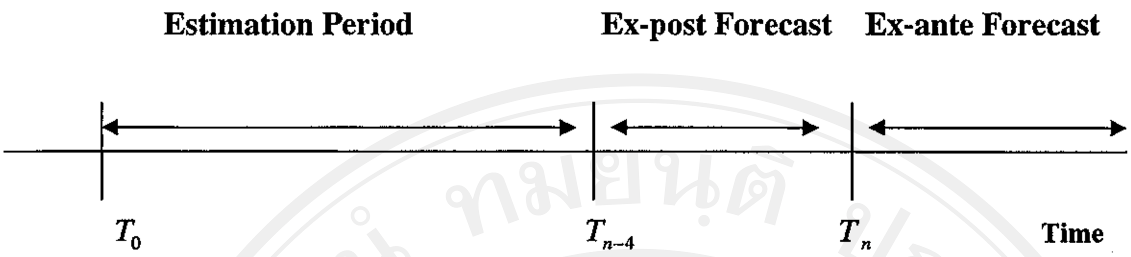
จากสมการ (2.20) มีการกำหนดค่า Q-Statistic เพื่อเป็นการทดสอบว่าสหสัมพันธ์ในตัวเองของค่าความคาดเคลื่อนจากการประมาณ (Estimated Residuals) ทุกช่วงเวลาที่ห่างกัน k มีความเป็นอิสระหรือไม่ จากสมมติฐานดังต่อไปนี้

$$H_0 : \rho_1(\hat{\varepsilon}_t) = \rho_2(\hat{\varepsilon}_t) = \ldots = \rho_k(\hat{\varepsilon}_t) = 0$$
$$H_a : \rho_1(\hat{\varepsilon}_t) \neq \rho_2(\hat{\varepsilon}_t) \neq \ldots \neq \rho_k(\hat{\varepsilon}_t) \neq 0$$

ทั้งนี้ค่า Q นั้นพบว่ามีการแจกแจงเป็นแบบ Chi-square ที่มีดีกรีเท่ากับ m ซึ่งอยู่ภายใต้ข้อสมมติฐานว่า สมมติฐานว่างคือค่าความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการประมาณมีลักษณะเป็น White Noise นั่นก็แปลว่าแบบจำลองมีลักษณะปราศจากสหสัมพันธ์ (Autocorrelation) ดังนั้นหากตรวจสอบพบว่าแบบจำลองนั้นปราศจากสหสัมพันธ์แล้ว จะใช้แบบจำลองนั้นในการพยากรณ์ต่อไป แต่หากแบบจำลองนั้นไม่เหมาะสม ต้องทำตามขั้นตอนที่ 1 เพื่อกำหนดรูปแบบจำลองใหม่

4) การพยากรณ์ (Forecasting) เป็นการพยากรณ์ล่วงหน้าโดยอาศัยแบบจำลองที่เหมาะสมมากที่สุด เนื่องจากการพยากรณ์ข้อมูลล่วงหน้านั้นจะทำให้เกิดข้อจำกัดที่ว่าความแม่นยำของข้อมูลที่ได้จากการพยากรณ์นั้น มีความน่าเชื่อถือมากน้อยเพียงใด และแบบจำลองอารีมาเหมาะสำหรับการพยากรณ์ในระยะสั้น ดังนั้นเพื่อที่จะทราบว่าแบบจำลองที่ประมาณขึ้นมานั้นสามารถที่จะพยากรณ์ราคาได้ถูกต้องแม่นยำเพียงใด จึงได้ใช้การพยากรณ์แบบ Ex-post Forecast กล่าวคือ เป็นการพยากรณ์ข้อมูล ณ ช่วงเวลาที่มีข้อมูลจริงเกิดขึ้นแล้ว ยกตัวอย่างเช่น จะลดจำนวนค่าสังเกตการของอนุกรมเวลาลงจากข้อมูลที่มีทั้งหมด n ข้อมูล เหลือ n-4 ข้อมูล แล้วทำการถดถอยข้อมูลใหม่เพื่อดูค่า RMSE (Root Mean Squared Error) และ Theil Inequality Coefficient และทำการพยากรณ์ล่วงหน้า (Ex-post Forecast) จำนวน 4 ข้อมูล เพื่อเปรียบเทียบกับข้อมูลจริงที่มีอยู่ และก็จะได้ค่า RMSE และ Theil Inequality Coefficient แล้วใช้ค่าสถิติดังกล่าวประกอบการพิจารณาเลือกแบบจำลองที่มีความเหมาะสม สามารถพิจารณาช่วงการพยากรณ์ได้ดังรูปต่อไปนี้

รูปที่ 2.2 แสดงช่วงเวลาที่ใช้ในการพยากรณ์



ที่มา: Pindyck and Robinfeld (1998)

ภายหลังจากที่เลือกแบบจำลองที่ใช้เป็นตัวแทนอนุกรมเวลาข้อมูลได้แล้ว จะทำการพยากรณ์ล่วงหน้า (Ex-ante Forecast) กล่าวคือเป็นการพยากรณ์ในช่วงเวลาที่ยังไม่มีข้อมูลจริงเกิดขึ้นต่อไป

2.2 สรุปสาระสำคัญจากผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้อง

สุพินดา วะศินรัตน์ (2538) ศึกษาศักยภาพการส่งออกของอุตสาหกรรมอัญมณีและเครื่องประดับของไทยในปีพ.ศ.2531-2535 ซึ่งเป็นการวิเคราะห์ศักยภาพการส่งออกโดยศึกษาถึง
1.ปัจจัยหรือตัวกำหนดความมีศักยภาพของการส่งออก
2.ประเมินภาพผลถึงความมีศักยภาพของการส่งออกของอุตสาหกรรมอัญมณีและเครื่องประดับ
3.ศึกษาถึงปัญหาและอุปสรรคของอุตสาหกรรมอัญมณีและเครื่องประดับ
4.เสนอแนะแนวทางการศึกษา เพื่อปรับปรุงการส่งออกให้มีศักยภาพสูงขึ้น โดยกรอบการศึกษาวิเคราะห์อยู่บนพื้นฐานทฤษฎีความได้เปรียบเชิงเปรียบเทียบ (Comparative Advantage) และแบบจำลองส่วนแบ่งตลาดคงที่ (Constant Market Share Model)

ผลการศึกษาพบว่าไทยส่งออกสินค้าเพิ่มขึ้นในทุกรายการแสดงว่าไทยมีความสามารถในการแข่งขันในตลาดโลกและตลาดเบลเยี่ยม ฝรั่งเศส เยอรมัน ฮ่องกง อิสราเอล ญี่ปุ่น สิงคโปร์ สวิสเซอร์แลนด์ สหราชอาณาจักร และอเมริกา ซึ่งไทยส่งออกได้มากขึ้นทุกตลาดยกเว้นสหราชอาณาจักร ปัจจัยที่ทำให้การส่งออกขยายตัว คือ การขยายตัวของตลาดโลก ผลจากส่วนประกอบของสินค้าและความสามารถในการแข่งขันและปัจจัยอื่นที่กำหนดศักยภาพการส่งออก ได้แก่ วัตถุดิบ แรงงาน เทคโนโลยี และการออกแบบ ล้วนมีส่วนส่งเสริมการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับของไทยให้มีศักยภาพและขีดความสามารถสูงขึ้น

นราวรรณ ไววนิชกุล และคณะ (2542) ศึกษากลยุทธ์ในการเพิ่มขีดความสามารถทางการตลาดของอุตสาหกรรมอัญมณีและเครื่องประดับ พบว่า ความสามารถในการแข่งขันที่ลดลงของอุตสาหกรรมอัญมณีและเครื่องประดับของไทยตั้งแต่ปี 2535 เป็นต้นมานั้น เป็นผลมาจากการใช้เทคโนโลยีที่ยังไม่สูงพอ ความรู้ในด้านการบริหารและการผลิตยังมีน้อย บุคลากรที่มีความชำนาญในระดับสูงมีไม่เพียงพอ และขาดแคลนวัตถุดิบที่ใช้ในการผลิต ในยุคที่ตลาดโลกได้มีการระดับการแข่งขันเพิ่มขึ้นสูงขึ้นอย่างรวดเร็ว ทำให้ต้องแข่งขันกับประเทศต่างๆมากขึ้น ประเทศที่เป็นคู่แข่งสำคัญของไทย มีทั้งจากประเทศที่กำลังพัฒนาอย่างจีน และอินเดีย หรือประเทศที่พัฒนาแล้วอย่างเช่น สหรัฐอเมริกา อิสราเอล เบลเยี่ยม และสวิตเซอร์แลนด์ ดังนั้นนอกเหนือจากการแก้ไขปัญหาที่กล่าวมาแล้ว ยังต้องมีความรู้เพิ่มขึ้นในด้านการตลาดทั้งภายในและภายนอกประเทศพร้อมกันไปด้วย

จากการสำรวจผู้ประกอบการในประเทศไทย ได้พบทั้งความเหมือนกันและความแตกต่างกัน ในลักษณะทางการตลาดของผู้ประกอบการขนาดกลางและขนาดย่อม สิ่งที่เหมือนกันคือ ผู้ประกอบการมักจะใช้วิธีการขายตรง มีการดำเนินกิจการมานานกว่า 10 ปีขึ้นไป และส่วนใหญ่ขายสินค้าระดับ **Medium-end** และสิ่งที่แตกต่างกัน คือ ธุรกิจขนาดย่อมนั้น มักจะมีเงินทุนจดทะเบียนไม่เกิน 5 ล้านบาท มีพนักงานน้อยกว่า 10 คน มักจะขายในประเทศเป็นหลัก ยกเว้นเครื่องประดับเงินซึ่งจะมีการส่งไปขายยังต่างประเทศมากกว่า การขยายธุรกิจในปี 2541 จะขยายไปยุโรปเป็นส่วนใหญ่ในสินค้าทุกประเภท ผู้บริโภคภายในประเทศของผู้ประกอบการขนาดย่อยนิยมเครื่องประดับเพชรพลอยทุกประเภท เครื่องประดับทองนิยมเครื่องประดับบ้านเป็นหลัก ส่วนเครื่องประดับเงินนิยมแหวนและสร้อยคอ สำหรับลูกค้าจากต่างประเทศนั้น มักนิยมสั่งสินค้าหลากหลายชนิด ไม่ได้เฉพาะเจาะจงสินค้าประเภทใดประเภทหนึ่ง

สำหรับธุรกิจขนาดกลาง ส่วนใหญ่มักมีแรงงานน้อยกว่า 50 คน มีทุนจดทะเบียนต่ำกว่า 20 ล้านบาท สินค้าที่ขายประเภท **High-ed** มากกว่าผู้ประกอบการขนาดย่อย สินค้าส่วนใหญ่ส่งออกไปต่างประเทศเป็นหลัก และส่งออกเครื่องประดับเงินมากเป็นพิเศษ ในปี 2541 ธุรกิจขนาดกลางจะขยายธุรกิจไปที่สหรัฐอเมริกาเป็นส่วนใหญ่ ยกเว้นเพชรพลอยจะขยายไปยุโรปเป็นหลัก รูปแบบสินค้าที่มีความต้องการสูงสุด คือแหวน นอกนั้นเป็นเข็มกลัดและกระดุมเสื้อเชิ้ต

และเป็นที่ยอมรับว่า ตลาดต่างประเทศ และตลาดในประเทศมีลักษณะและการบริหารด้านการตลาดที่แตกต่างกัน และด้วยเหตุนี้ตลาดต่างประเทศคิดเป็นสัดส่วนถึงร้อยละ 80 ของตลาดอัญมณีฯ จาก 21 ประเทศทั่วโลก ในปี 2540 มีการนำเข้าอัญมณีและเครื่องประดับ รวมกันถึง 62,588 ล้านเหรียญสหรัฐฯ หรือเท่ากับ 1,970,387 ล้านบาท เทียบกับมูลค่าการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับ ของไทยในปี 2540 เท่ากับว่าไทยส่งออกเพียงร้อยละ 2.9 ของมูลค่าการบริโภคของ

โลกเท่านั้น ความต้องการนี้ได้ทำให้มูลค่าการส่งออกอัญมณีและเครื่องประดับของไทยสูงขึ้นเรื่อยๆ แม้จะเพิ่มในอัตราที่ลดลง

ภาณุพันธ์ จิตศักดานนท์ (2546) ศึกษาเรื่องปัจจัยที่มีผลต่อการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับไทย ไปประเทศญี่ปุ่น มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษา ปัจจัยที่มีอิทธิพลและส่งผลต่อการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับไทย ที่ส่งออกไปยังประเทศญี่ปุ่น โดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดอย่างง่าย(Ordinary Least Squares) และทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรด้วยการทดสอบ Cointegration and error correction ของ Johansen and Juselius ซึ่งข้อมูลที่ใช้ในการศึกษาเป็นข้อมูลรายเดือน ระหว่างเดือนมกราคม ค.ศ.1998 ถึงเดือนธันวาคม ค.ศ.2002 จากผลการศึกษาความสัมพันธ์ระยะสั้นและระยะยาว ของการส่งออกสินค้าอัญมณีและเครื่องประดับจากไทยไปประเทศญี่ปุ่น โดยใช้แบบจำลองการนำเข้าอัญมณีของญี่ปุ่นจากไทย 5 ประเภท ได้แก่ การนำเข้าเพชร การนำเข้าทับทิม ไพลิน มรกต การนำเข้าพลอย การนำเข้าเครื่องประดับทองคำขาว และการนำเข้าเครื่องประดับทองคำ ผลการศึกษาพบว่าทุกแบบจำลองมีความสัมพันธ์ทั้งในระยะสั้นและระยะยาว กับตัวแปรราคาของอัญมณีแต่ละประเภท

ส่วนการศึกษาโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดอย่างง่าย(Ordinary Least Squares) พบว่าความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าเพชร ความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าเครื่องประดับทองคำขาว และความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าเครื่องประดับทองคำต่อราคาและรายได้ นั้นมีเพียงตัวแปรรายได้เท่านั้นที่มีสัมประสิทธิ์ของความยืดหยุ่นเป็นไปตามทฤษฎี อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ส่วนความยืดหยุ่นต่ออุปสงค์ของการนำเข้าทับทิม ไพลิน มรกต และความยืดหยุ่นของการนำเข้าพลอย ต่อราคาและรายได้ พบว่าทั้งราคาและรายได้ มีสัมประสิทธิ์ของความยืดหยุ่นเป็นไปตามทฤษฎีอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

เบญจพร อู่สมบัติชัย(2547) ศึกษาการพยากรณ์ราคาเนื้อไก่ โดยวิธีอารีมา ซึ่งมีวัตถุประสงค์ 2 ประการคือ ศึกษาถึงลักษณะโครงสร้างการผลิตและการตลาดไก่เนื้อในประเทศไทยและพยากรณ์ราคาไก่เนื้อโดยใช้แบบจำลองอารีมา ซึ่งแบ่งเป็น 2 ชนิดคือ ราคาไก่เนื้อชนิดเนื้ออกถอดกระดูกและเนื้อสันใน โดยใช้ข้อมูลรายสัปดาห์ตั้งแต่วันที่ 17 กรกฎาคม 2544- วันที่ 26 พฤศจิกายน 2546 รวมทั้งสิ้น 135 ข้อมูล ซึ่งรวบรวมจากสมาคมผู้ผลิตไก่เพื่อการส่งออกแห่งประเทศไทย จากการศึกษา พบว่าราคาของเนื้อไก่ชนิดอกถอดกระดูกและเนื้อสันในมีลักษณะไม่นิ่งแต่ภายหลังจากการหาผลต่างอันดับที่ 1 พบว่าข้อมูลนิ่งที่ระดับ I(1) ทั้งนี้จากการพิจารณาคอเรลโลแกรม พบว่ารูปแบบของอารีมา (1,1,1) และอารีมา (2,1,0) มีความเหมาะสมมากที่สุดที่จะเป็นตัวแทนสมการราคาไก่เนื้อชนิดเนื้ออกถอดกระดูกและราคาเนื้อสันใน ตลอดจนผลการ

ทดสอบด้วยวิธี T-Statistic พบว่ามีค่าทางสถิติแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญและด้วยวิธี Box-Pierce พบว่ามีค่าทางสถิติไม่เท่ากับศูนย์ที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 10 อีกทั้งการศึกษาในครั้งนี้ได้ใช้ค่า Root Mean Square Error(RMSE) และ Theil's Inequality Coefficient มาใช้เปรียบเทียบแบบจำลอง เพื่อที่จะหาความแม่นยำในการพยากรณ์ และสามารถสรุปได้ว่ารูปแบบอารีมา (1,1,1) และอารีมา (2,1,0) มีค่า RMSE และ Theil's Inequality Coefficient ที่ต่ำกว่าแบบจำลองอื่นๆ ดังนั้น ด้วยสาเหตุที่แบบจำลองทั้งสองข้างต้นมีค่าความคลาดเคลื่อนที่ต่ำที่สุดและสามารถในการพยากรณ์ที่ถูกต้องด้วยวิธีอารีมา ทำให้ได้ผลการพยากรณ์มีแนวโน้มทิศทางเป็นไปในทิศทางเดียวกันกับข้อมูลจริง

พีรพงศ์ เหลี่ยมศิริเจริญ (2547) ศึกษาเรื่องการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกเซรามิก โดยวิธีการวิเคราะห์ด้วยแบบจำลองอารีมา (ARIMA) โดยใช้ข้อมูลมูลค่าการส่งออกเซรามิกเป็นรายเดือน ตั้งแต่มกราคม 2536 ถึงมีนาคม 2547 จำนวนทั้งหมด 135 เดือน จากผลการศึกษาในการทดสอบ Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF test) มีความล่าช้า 2 ช่วงเวลา ผลปรากฏว่าค่าทดสอบทางสถิติที่ระดับ Level ของมูลค่าการส่งออกเซรามิก [$\ln(slm_t)$] ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ แต่ค่าทดสอบทางสถิติในระดับผลต่างที่ 1 [(1^{st} difference, $\Delta\ln(slm_t)$] มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% แสดงว่าข้อมูลมูลค่าการส่งออกเซรามิก มีลักษณะนิ่งที่ I (1)

ผลการตรวจสอบคอเรลโลแกรมปรากฏว่า แบบจำลอง AR(1) AR(2) AR(10) AR (12) เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมที่สุดที่จะใช้เป็นตัวแทนในการพยากรณ์มูลค่าส่งออกเซรามิกโดยค่าสัมประสิทธิ์ของ AR(1) AR(2) AR(10) AR (12) มีค่าเท่ากับ -0.4688,-0.1923,-0.1372 และ 0.3714 ตามลำดับ และมีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% หมายความว่าการเปลี่ยนแปลงของ AR(1) AR(2) และ AR(10) มีการเปลี่ยนแปลงในทิศทางตรงข้ามกับ $\Delta\ln(slm_t)$ ส่วนค่า AR (12) มีการเปลี่ยนแปลงทิศทางเดียวกันและให้ค่า Root Mean Square Error(RMSE) และ Theil's Inequality Coefficient (U) ที่ต่ำที่สุด ดังนั้นแบบจำลองนี้จึงมีความเหมาะสมที่สุด

ขจรศักดิ์ อักษรเสือ (2548) ศึกษาเรื่องการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรถยนต์และชิ้นส่วน (CAR) ซึ่งพยากรณ์ด้วยข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม 2537 ถึงเดือนกุมภาพันธ์ 2548 รวมทั้งสิ้น 134 ข้อมูลและข้อมูลรายไตรมาสที่ 1 ของปีพ.ศ. 2537 ถึงไตรมาสที่ 1ของปีพ.ศ. 2548 รวมทั้งสิ้น 45 ข้อมูล โดยใช้แบบจำลองอารีมา ซึ่งจะทำการศึกษาด้วยวิธีบอกส์และเจนกินส์ (Box-Jenkins) โดยจากผลการศึกษาในการทดสอบ unit root โดยวิธีAugmented Dickey-Fuller test (ADF test) ที่ช่วงล่าช้า 0 ผลปรากฏว่าค่าทดสอบทางสถิติที่ระดับของ CAR ไม่มีนัยสำคัญทาง

สถิติ แต่ค่าทดสอบทางสถิติในระดับผลต่างที่ 1 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 แสดงว่า CAR มีลักษณะนิ่งที่ (1)

จากการทดสอบ unit root ของ CAR ผลการตรวจสอบคอเรลโลแกรม ปรากฏว่าแบบจำลอง ΔCar C AR(1) AR(11) MA(12) มีความเหมาะสมที่สุด เนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 เมื่อทำการตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลอง พบว่า แบบจำลองมีลักษณะเป็น white noise ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 และแบบจำลองนี้ให้ค่า root mean squared error และ Theil's Inequality Coefficient ที่ต่ำที่สุด ดังนั้นแบบจำลองดังกล่าวจึงมีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรถยนต์และชิ้นส่วนในอนาคต ซึ่งมูลค่าในอนาคตของ CAR ระหว่างเดือนมีนาคม 2548 ถึงเดือนกรกฎาคม 2548 เท่ากับ 9115.731, 8462.585, 8478.536, 9704.225 และ 9545.694 ล้านบาท ตามลำดับ

ส่วนผลการตรวจสอบคอเรลโลแกรม ปรากฏว่าแบบจำลอง (Car,1,2) C AR(1) AR(2) MA(2) MA(2) ซึ่งเป็นข้อมูลรายไตรมาสมีความเหมาะสมที่สุดเนื่องจากค่าสัมประสิทธิ์ อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 เมื่อทำการตรวจสอบความถูกต้องของแบบจำลองพบว่า แบบจำลองมีลักษณะเป็น white noise ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 และแบบจำลองนี้ให้ค่า root mean squared error และ Theil's Inequality Coefficient ที่ต่ำที่สุด ดังนั้นแบบจำลองดังกล่าวจึงมีความเหมาะสมที่สุดในการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกรถยนต์และชิ้นส่วนในอนาคต ซึ่งมูลค่าในอนาคตของ CAR ระหว่าง ไตรมาส 2 ปี 2548 ถึงไตรมาสที่ 4 ปี 2548 เท่ากับ 28,837.29, 32,590.42 และ 32,09.91 ล้านบาทตามลำดับ

ปิยมาภรณ์ รอดบาง (2549) ศึกษาเรื่องการพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋องโดยวิธีอารีมา โดยใช้ข้อมูลรายเดือนตั้งแต่เดือนมกราคม พ.ศ.2534 ถึงเดือนพฤษภาคม พ.ศ.2549 รวมทั้งสิ้น 185 ข้อมูล จากกรมศุลกากรจากการศึกษาในการทดสอบ unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF test) ที่ล่าช้า 3 ช่วงเวลา พบว่าค่าทดสองทางสถิติที่ระดับ level ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ อย่างไรก็ตามค่าทดสอบทางสถิติในระดับผลต่างลำดับที่ 1 มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 1% แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋อง มีลักษณะนิ่งที่ระดับ I(1)

ผลการศึกษาพบว่าแบบจำลองที่เหมาะสมสำหรับพยากรณ์มูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋อง คือรูปแบบจำลอง AR(1) AR(2) SAR(12) SMA (12) โดยสัมประสิทธิ์ของ AR(1) AR(2) SAR(12) และ SMA (12) ต่างมีค่า T-Statistic แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ในขั้นตอนการตรวจสอบความถูกต้อง โดยวิธีของ Box-Pierce พิจารณาจากค่า Q-Statistic พบว่าค่า

ความคลาดเคลื่อนที่ประมาณการมีคุณสมบัติความเป็น white noise ที่ระดับนัยสำคัญ 5% เมื่อนำแบบจำลองดังกล่าวไปพยากรณ์ พบว่า มูลค่าการส่งออกปลาทูน่ากระป๋องตั้งแต่เดือนมิถุนายน ถึงเดือนกันยายน พ.ศ.2549 มีค่าเท่ากับ 3,656.82 3,709.75 3,774.98 และ 3,871.35 ล้านบาทตามลำดับ